

INTERREGIONALE ASSOZIATION IM ELEKTROENCEPHALGRAMM

Anwendung einer manuellen Methode zur "Phasenanalyse"

JÜRGEN JUSTUS

1975

Aus der Natur-Physikalen Reihe
des Johannea Gutenberg-Literatur-Bureau

INTERNATIONALE ASSOCIATION IM ELEKTROSTATISCHEN

Anwendung eines speziellen Verfahrens zur "Fremdtypen"

Digitized by the Internet Archive
in 2026

die Erfahrung der Dichtungs- und die Methode
des Johannea Gutenberg-Literatur-Bureau

des Johannea Gutenberg-Literatur-Bureau

veröffentlicht von
Johannea Gutenberg

des Johannea Gutenberg-Literatur-Bureau

Aus der Neuro-Psychiatrischen Klinik
der Johannes Gutenberg-Universität Mainz

INTERREGIONALE ASSOZIATION IM ELEKTROENCEPHALGRAMM

Anwendung einer manuellen Methode zur "Phasenanalyse"

Inauguraldissertation

zur Erlangung der Doktorwürde der Medizin
der Johannes Gutenberg-Universität Mainz

den Medizinischen Fachbereichen

vorgelegt von

JÜRGEN JUSTUS

aus Butzbach

MAINZ 1974

Fachbereichsdekan:

Professor Dr. J. FISCHER

Referent:

Professor Dr. H. RIEGER

Korreferent:

Professor Dr. U.H. PETERS

Tag der mündlichen Prüfung:

29. Januar 1975

Gesamtherstellung



DITTERS BÜRODIENST

6501 HEIDESHEIM/RHEIN

AM KAPELLCHEN I · RUF 06132/5711



INHALTSVERZEICHNIS

	Seite
1. EINLEITUNG	1
1.1 Allgemeine Bemerkungen zur diagnostischen Behandlung und zur weiteren Bewertung des EKG	1
1.2 Stützlinie im Überblick über Einleitungs- und weitere Methoden	2
1.3 Nutzen und Heranvorgehen einer einzelnen Methode	3
1.4 Eingabebildung	3
2. METHODE UND MATERIAL	7
2.1 Zuweisung des einzelnen Patienten zum EKG	7
2.2 Ergebnisse	10
3. STOFFWEISE	14
3.1 Grundgesamtheit	14
3.1.1 Auswertungsschema	17
3.1.2 Selbstbeurteilung des EKG	17
3.1.3 Störungs-C-Modus des EKG	18
3.1.4 Störungs-Selbstbeurteilung des EKG	19
3.1.5 Nachbeurteilung	20
3.1.6 Bewertung des Zusammenhanges des EKG mit klinischen Befunden	21
3.2 Zusammenfassung der Ergebnisse	22
3.2.1 Selbstbeurteilung des EKG mit klinischen Befunden	22
3.2.2 Zusammenfassung der Ergebnisse	23
4. DISKUSSION	24
5. ZUSAMMENFASSUNG	25
6. BIBLIOGRAPHIE	26
ANHANG - Fortsetzung des EKG des einzelnen Patienten	27

INHALTSVERZEICHNIS

	Seite
1. EINLEITUNG	1
1.1 Allgemeine Bemerkungen zur diagnostischen Bedeutung und visuellen Auswertung des EEG	1
1.2 Historische Übersicht über Korrelations- und ähnliche Methoden	2
1.3 Nutzen und Notwendigkeit einer manuellen Methode	5
1.4 Fragestellung	5
2. METHODE UND MATERIAL	7
2.1 Darstellung der Methodik (Meßmethode, EEG)	7
2.2 Krankengut	10
3. ERGEBNISSE	16
3.1 Datenbeschreibung	16
3.1.1 Assoziationsmaß C	17
3.1.2 Seitendifferenzen (D)	17
3.1.3 Mittlere C-Werte ($\bar{C}$)	18
3.1.4 Mittlere Seitendifferenzen ($\bar{D}$)	21
3.1.5 Medianwerte	23
3.1.6 Beziehung des Zusammenhangsmaßes "C" zum Kreuzkorrelationskoeffizienten "r"	23
3.2 Statistische Analyse der Untersuchungsergebnisse	26
3.2.1 Statistische Testverfahren und Resultate	26
3.3 Zusammenfassung der Ergebnisse	28
4. DISKUSSION	30
5. ZUSAMMENFASSUNG	34
6. BIBLIOGRAPHIE	36
ANHANG - Vollständige Liste der berechneten Maßzahlen	40

1. EINLEITUNG

1.1 Allgemeine Bemerkungen zur diagnostischen Bedeutung des EEG und zur visuellen Auswertung

Das Elektroencephalogramm für die Anwendung beim Menschen wurde von Hans Berger (1873 - 1941, Jena) entdeckt. Es erlaubt eine direkte Untersuchung der bioelektrischen Hirntätigkeit, soweit sie mit Veränderungen des Potentialfeldes auf der Schädeloberfläche einhergeht. Unter besonderen experimentellen und operativen Bedingungen können entsprechende Daten auch aus tieferen Hirnregionen gewonnen werden. Mit Hilfe von Elektroden (Oberflächenelektroden, Tiefennadeln) werden die Potentialschwankungen aufgenommen und ihre Differenz über ein geeignetes Verstärkersystem als sichtbare Kurve (EEG) niedergeschrieben. Moderne Geräte erlauben eine gleichzeitige Ableitung von zahlreichen Hirnarealen. Die gewonnenen Kurven werden in der Klinik nach empirischen Maßstäben beurteilt, die den zum Teil bereits von Berger beschriebenen und seither in der ganzen Welt intensiv untersuchten Korrelationen zwischen Hirnstrombild und zahlreichen Erkrankungen Rechnung tragen.

Der Anwendungsbereich des EEG liegt in der Epileptologie, der Tumordiagnostik, der Untersuchung von Schädel- Hirntraumen, sowie ferner aller funktionellen oder läsionellen Störungen, an denen das ZNS ursächlich oder indirekt beteiligt ist. Bei der Auswertung eines EEG sind folgende Parameter von Wichtigkeit:

- Frequenz (Häufigkeit von Wellen pro sec.)
- Amplitude (in Mikrovolt)
- Wellenform (hier sind eine Reihe von $\pm$ Komplexen und normalen und pathologischen "Mustern" bekannt)

Die Beurteilung entscheidet ferner, ob ein pathologisches Phänomen generalisiert, seitenbetont oder lokalisiert auftritt und unter welchen psychophysischen Bedingungen (Wachzustand, Schlaf, Hyperventilation etc.) es beobachtet wurde, sowie, ob es sporadisch, intermittierend oder dauernd vorhanden ist. Da die üblichen Auswertungsmethoden nicht Gegenstand dieser Arbeit sind, darf auf gebräuchliche Lehrbücher und Atlanten verwiesen werden (GIBBS, F.A., GIBBS, E.L., 1950; KUGLER, J. 1963, 66; DELAY, J., VERDEAUX, G. 1966; CHRISTIAN, W. 1968). Gegenüber der an Frequenz, Amplitude, Wellenform und zeitlichen Verlauf orientierten Betrachtungsweise hat die Frage nach ge-

gegenseitigen Beziehungen zwischen gleichzeitig ablaufenden EEG-Kurven verschiedener Regionen in der Praxis kaum Beachtung gefunden. Dies ist um so bedauerlicher, als cerebrale Funktionsstörungen ja nicht nur auf eine lokale Läsion zurückgehen müssen, sondern sich auch in einer Störung des Zusammenspiels verschiedener Areale im Sinne veränderter Integrationsbedingungen äußern könnten.

Hier wäre eine geeignete Auswertungsmethode des EEG, die die beobachtete (normale oder pathologische) Aktivität über zwei Ableitarealen miteinander in Beziehung setzt, für weitere Informationen nutzbringend. Es ist verständlich, daß bei der visuellen Routineauswertung einer Kurvenlänge von $k \times 60m$ (k = Kanalzahl) nur qualitative Merkmale verwertet werden können und quantitative Daten (Frequenzzählung, Amplitudenmessung) nur stichprobenmäßig erhoben werden. Interregionale Beziehungen sind in dem ständig fluktuierenden Bild des spontanen EEG nur sehr schwer zu erkennen und ohne neue methodische Hilfsmittel nicht zuverlässig zu beschreiben. Daß hier ein wichtiger Parameter des EEG in der Praxis unbeachtet bleibt, war schon in der Frühzeit der Elektroencephalographie bekannt. In folgendem historischen Überblick wird dargestellt, mit welchen Mitteln bisher versucht wurde, die über verschiedenen Schädelregionen gewonnenen Aktivitäten miteinander in Beziehung zu setzen und ihre Assoziation quantitativ darzustellen. Wir führen hier den von den Autoren häufig gebrauchten Ausdruck "Korrelation" als Zusammenhangsmaß ein, obwohl es sich nicht bei allen Methoden um Berechnung von Korrelationen im strengen Sinne handelt.

1.2 Historische Übersicht über Korrelations- und ähnliche Methoden

Die ersten Versuche, etwas über interregionale Beziehungen in Erfahrung zu bringen, machte schon Hans Berger (1933). Er verband zeitlich korrespondierende Kurvenstellen von regional verschiedenen Ableitungen und konnte so Aussagen über Phasenbeziehungen zwischen verschiedenen Aktivitäten und Ableitpunkten machen.

Ausgehend von der Hypothese der "gleitenden Koordination" lieferte Hugger (1941) eine ausführliche Studie über Phasenbeziehungen der spontanen EEG-Tätigkeit. Er stellte nach Auszählung der Phasenbeziehungen des Alpha-Rhythmus an über 100 Fällen bei Gesunden eine ausgeprägte Phasenkoppelung (70 - 80% Phasengleiche) der Occipitalregion fest. Bei Hirnkranken und besonders bei Tumoren der occipito-parieto-temporalen Region fand sich meist eine Verminderung der Phasenkoppelung (19 - 50% Phasengleiche).

Mit weiteren manuellen Methoden zeigten Adrian und Yamagiwa (1935) sowie Brazier (1949) in Potentialfeldstudien, daß die räumliche Dimension wichtige Informationen beinhaltet. Da diese manuellen Methoden mit verständlichen Unzulänglichkeiten behaftet waren, wurde bald versucht, die Beziehungen zwischen EEG-Kanälen und damit angenähert zwischen der Aktivität zweier Hirnareale apparativ zu erfassen.

Der Phasenanalysator von Sonnemann und Kennard (1947) verglich je zwei EEG-Kanäle und lieferte eine resultierende Kurve, die nur vermittels Phasenvergleich Frequenz- und Phasendifferenzen aufzeigte. Frequenzanstieg oder Phasenunterschiede schlugen sich in der Analysekurve als Phasenumkehr nieder. Bei synchronen Kurvenverläufen zeigte die Analysekurve keine Abweichung von der Nulllinie. So wurden die oft schwer erkennbaren Phasenverschiebungen zweier Kurven (auch bei hohen Frequenzen) in einer dritten Kurve gut sichtbar dargestellt.

Ähnliche Vergleiche stellten Goodwin und Stein (1948) mit ihrem "brain-wave-correlator" an. Bei einer Phasenübereinstimmung zeigte ein geeichtes Voltmeter den Wert +1 bei umgekehrtem Kurvenverlauf -1 an. Auch dazwischenliegende Werte ergaben reproduzierbare Korrelationen. Bei Versuchen mit freigelegten Katzen- und Affengehirnen stellten sie mit abnehmender Entfernung der Elektroden eine ansteigende Korrelation fest, die aber auch vom funktionellen Zustand abhing.

Darrow liefert mit einem Phasenanalysator (1956) Kurven, die aus der Gegenüberstellung von je zwei EEG-Kanälen resultieren. Seine Methode basiert auf dem "bipolaren" Vergleich positiver oder negativer Wellenhälften von verschiedenen Arealen, wobei die anderen Wellenhälften durch Gleichrichtung eliminiert werden.

Die bisher erwähnten Methoden vergleichen nur jeweils zwei EEG-Kanäle, wohingegen die Toposkopie eine gleichzeitige Betrachtung mehrerer Regionen anstrebt. Hier sei das Toposkop von Grey Walter (1951), das Photozellen-Toposkop von Petsche und Marko (1954, 1955) und Untersuchungen von Bechterewa (1963) erwähnt. Letztere verwendeten zur qualitativen Erfassung von topographischen Beziehungen Korrelationsmatrizen. Die genannten Methoden basieren auf einer Umwandlung der EEG-Amplituden in Helligkeitswerte auf einer Kathodenstrahlröhre, die bei successivem Abtasten verschiedener EEG-Kanäle zu beobachtenden Helligkeitsverteilungen können gefilmt oder photographiert werden.

Mit Hilfe des von Yatsuda (1962) entwickelten Dekatronotoposkops untersuchte Hori et al.

(1969) die Phasenbeziehungen der Alpha-Aktivität des Menschen. Die Zusammenhänge der wechselnden Phasenunterschiede wurden quantitativ durch einen Korrelationskoeffizienten ausgedrückt. Mit Hilfe dieser Werte konnte er eine Einteilung der Hemisphäre in drei Regionen durchführen: (1) frontal, (2) parietal und occipital nahe der Mittellinie, (3) temporal und die angrenzenden Gebiete der parieto-occipital-Region.

Eine ausführliche toposkopische Studie mit modernsten Methoden (bis 400 Kanäle simultan) lieferte De Mott (1970), der corticale Vorgänge bei Lernprozessen des Affen untersuchte.

Eine weitere Analyse­methode ist die der Kreuzkorrelation, die zahlreiche Anwendung gefunden hat (BRAZIER und CASBY 1952, BRAZIER und BARLOW 1956, SATO et al. 1962, KAMP et al., STORM van LEEUWEN et al. 1963, WALSH) und der Kreuzspektralanalyse und Berechnung von Kohärenzfunktionen zur Grundlage dient (D.O. WALTER). Die Kreuzkorrelation geht davon aus, daß die Ähnlichkeit zweier Wellenformen durch ihre Korrelationskoeffizienten ausgedrückt werden kann. Wenn zwei Signale die gleiche Form haben, ergibt sich ein Korrelationskoeffizient von +1. Sind die Signale genau gleich, aber in Phasenumkehr, so ist der Koeffizient -1. Alle anderen Verhältnisse lassen sich durch Werte zwischen +1 und -1 ausdrücken, ähnlich wie Meßwertreihen auch sonst durch Berechnung eines Korrelationskoeffizienten miteinander in Beziehung gesetzt werden. Verschiebt man die zu korrelierenden Signale systematisch um einen bestimmten Betrag (lag) in Richtung der Zeitachse, so erhält man die Kreuzkorrelationsfunktion, die den Korrelationskoeffizienten als Funktion der zeitlichen Verschiebung darstellt. Sie macht periodische Phänomene, die beiden EEG-Ableitungen gemeinsam sind (simultan oder zeitlich verschoben) gut sichtbar.

Neben Korrelatoren und Toposkopen wurde seit der Verbesserung von Summationstechniken und insbesondere seit der breiten Anwendung von Großrechenanlagen in der Medizin eine Technik entwickelt, die auf additiver Grundlage - ähnlich wie bei der Gewinnung evozierter Potentiale - die räumlichen Beziehungen des EEG erfaßt und in geeigneter Weise graphisch darstellt ("nappes spatio-temporelles" des mittleren Alpha-rhythmus - REMOND et al., LAIRY et al., RIEGER et al., JOSEPH et al.).

1.3 Nutzen und Notwendigkeit einer manuellen Methode

Gegenüber den angedeuteten apparativen Möglichkeiten der EEG-Analyse erscheint eine manuelle Meßmethode zunächst weder zeitgemäß noch genau genug. Dem gegenüber sind jedoch zwei vorwiegend praktische Argumente anzuführen:

1. Apparativer Aufwand – die apparativen Untersuchungen sind an spezielle Geräte (Phasenanalysatoren, Toposkope etc.) von relativ kompliziertem Aufbau gebunden, die nicht serienmäßig hergestellt werden. Trotz der zunehmenden Verbreitung von Analogbandspeichern in EEG-Laboratorien ist von hier bis zum regelmäßigen und raschen Zugang zum nächsten Rechenzentrum – das nur selten über brauchbare Analysenprogramme verfügt – ein weiter Weg. Der damit verbundene finanzielle und personelle Aufwand wird nur bei einigen wenigen Zentren realisierbar sein.
2. Die Kurvenarchive, die auf Papier aufgezeichnete Kurven enthalten, sind für eine automatische Auswertung praktisch verloren; diese in Jahrzehnten angesammelte Information ist einer manuell-visuellen Analyse zugänglich.

Es erscheint darum auch im Zeitalter des Computers sinnvoll und vertretbar, zu prüfen, ob eine neue manuelle Methode, die wenig beachtete Parameter des EEG erfaßt, sich als brauchbar erweist. Ihre Bedeutung ist nach klinischen Gesichtspunkten zu beurteilen, ihre Genauigkeit aus dem Vergleich mit automatisch analysierten Daten und ihre praktische Anwendbarkeit neben letzteren Gesichtspunkten nach dem damit verbundenen Zeitaufwand.

1.4 Fragestellung

Bei der Prüfung einer neuen Analysemethode von Biosignalen ergaben sich grundsätzlich stets zwei Aspekte:

1. Ist die neue Methode in der Lage, pathologische Veränderungen, die mit den bisherigen Methoden – in unserem Falle die visuelle Auswertung – bereits erkennbar sind, zu erfassen?
2. Kann sie darüber hinaus Informationen liefern, die klinisch bedeutsam und mit dem Krankheitsbild korrelierbar sind, sich aber der visuellen Auswertung entziehen?

Da unsere EEG-Kurven von jeweils benachbarten Schädelregionen beider Hemisphären abgeleitet wurden, bietet sich ein Vergleich der Meßergebnisse an, der 1. mit dem visuellen EEG-Befund, 2. mit den klinischen Symptomen in Beziehung zu setzen ist, wo-

bei geprüft werden soll, ob die Analyse-methode auch lokalisatorische oder Seitenhinweise erlaubt. Da die genauere Formulierung der Fragestellung auch die Kenntnis der angewandten Analyse-methode voraussetzt, wird weiter unten erneut hierauf eingegangen.

2. METHODE UND MATERIAL

2.1 Darstellung der Methodik (Meßmethode, EEG)

Die Simultanerfassung der EEG-Amplituden an verschiedenen Orten ist schon früher als Ausgangsinformation benutzt worden, um interregionale Beziehungen im EEG quantitativ zu erfassen. Auch die modernen Korrelationsmethoden enthalten den gleichen Ansatz. Bei manueller Messung wäre die Verwendung von Amplitudenwerten höchst schwierig, ungenau und vor allem dadurch erschwert, daß die Basislinie des EEG, das Nullniveau, nicht mit hinreichender Sicherheit festgelegt werden kann. Dagegen ist es relativ einfach, visuell zu entscheiden, ob die Kurve zu einem gegebenen Zeitpunkt ansteigt, abfällt, oder einen Extremwert aufweist.

Wir betrachten an einem zeitlich festgelegten Punkt simultan abgeleitete Kurven von verschiedenen Hirnregionen und finden jeweils einen Anstieg, einen Abfall, oder einen Extremwert der Amplitude. Diese Verläufe lassen sich im Falle des Anstiegs bei extremer Vereinfachung (d.h. ohne Berücksichtigung der Steilheit) mit "+", im Falle des Abfalls mit "-" oder im Falle des Extremwertes mit "0" bezeichnen (Abb. 1).

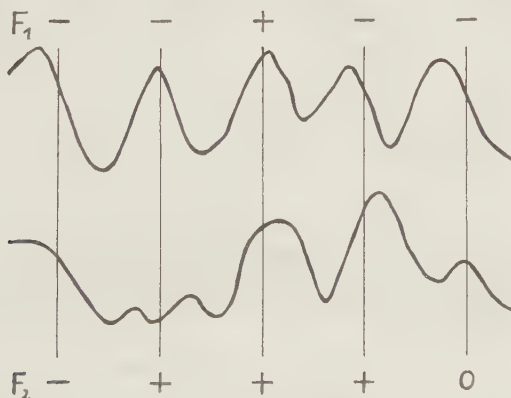


Abb. 1 Schematische Darstellung der visuellen Auswertung. An fünf simultanen Zeitpunkten zweier EEG-Zeilen (F_1 und F_2) wird nach Anstieg (+) und Abfall (-) der Kurve unterschieden. Kombinationen, in welchen ein Scheitelpunkt (0) getroffen wird, entfallen in der Auswertung.

Werden diese Messungen über einen bestimmten Kurvenbereich gemacht, so erhält man zu jedem Zeitpunkt der Messung eine Kombination der Zeichen +, -, oder 0. Sind die Kurvenverläufe unabhängig voneinander, so werden sich + und - "nach Zufall" kombinieren. Treten aber simultan gleiche oder entgegengesetzte Vorzeichen häufiger auf, als es unter der Annahme der Unabhängigkeit der zu vergleichenden Kurvenverläufe zu erwarten wäre, so läßt sich auf eine gewisse Beziehung zwischen den untersuchten Aktivitäten schließen. Diese Beziehung kann positiv (überwiegend gleiche Vorzeichen), negativ (überwiegend entgegengesetzte Vorzeichen) oder nicht vorhanden sein.

Zur Durchführung wurden bei zwei bipolaren Längsreihen gleich lokalisierte Ableitungen der rechten und der linken Hemisphäre verwendet. In der paramedianen Längsreihe wurden Kanal 3 und 4 (rechts) und 7 und 8 (links) miteinander verglichen, in der temporalen Längsreihe Kanal 2 und 3 (rechts) und 5 und 6 (links) (Abb. 2).

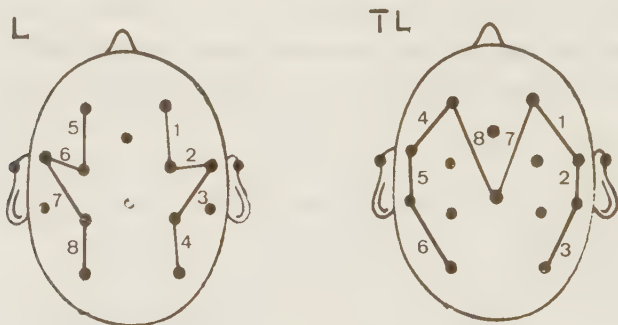


Abb. 2 Verwendete EEG - Montagen

In der paramedianen Längsreihe (L) wurden Kanal 3 und 4 (rechts) und 7 und 8 (links) miteinander verglichen, in der temporalen Längsreihe (TL) Kanal 2 und 3 (rechts) und 5 und 6 (links).

Über alle vier Kanäle wurden in beiden Montagen je 100 mal nach Anstieg (+) oder Abfall (-) unterschieden, wobei Kombinationen mit 0 ausgelassen wurden. Der zeitliche Abstand der Beobachtungen orientiert sich am Zeitraster des EEG-Papiers (Minimaleinteilung 200 ms), wurde jedoch wegen Auslassens von Extremwerten und eventuellen Artefakten unregelmäßig. Er bewegt sich in der Größenordnung von einer Sekunde.

Die inkonstante und relativ niedrige sampling-Frequenz wurde bewußt angestrebt, um eine Synchronisation des Meßrhythmus mit rhythmischen EEG-Komponenten möglichst zu vermeiden. Es ergaben sich somit pro untersuchtem EEG 400 Zweierkombinationen von + und - .

Zur Verfügung standen 8- und 12-Phasenschreiber. Die Elektrodenpositionen waren bei Verwendung aller Geräte analog. Die beobachteten Häufigkeiten der + und - Kombinationen wurden jeweils in einer Vierfeldertafel aufgenommen, für die anschließend der sogenannte "Interspezifische Assoziationskoeffizient" nach Cole (im folgenden kurz C-Wert genannt) berechnet wurde (LIENERT 1962).

Der C-Koeffizient stellt ein verteilungsfreies Zusammenhangsmaß für dichotome Merkmale dar, das analog den parametrischen Korrelationskoeffizienten Extremwerte zwischen +1 und -1 erreichen kann und bei fehlender Assoziation sich nicht von 0 unterscheidet.

Im einzelnen erfolgt die Berechnung, ausgehend von einer Vierfeldertafel, folgendermaßen:

		B	
		+	-
A	+	a	b
	-	c	d

1. wenn $ad \geq bc$, also eine positive Assoziation besteht, dann ist

$$C_{AB} = \frac{d_{AB}}{Z_2 + d_{AB}}$$

2. wenn $ad < bc$, also eine negative Assoziation besteht, dann ist

$$C_{AB} = \frac{d_{AB}}{Z_1 - d_{AB}}$$

$$d_{AB} = \frac{(ad - bc)}{100}$$

$$Z_1 = \min. (b;c)$$

$$Z_2 = \min. (a;d)$$

Auf die bei der Analyse von Kontingenztafeln normalerweise vorgenommene Überprüfung der Hypothese $C = 0$ gegen $C \neq 0$ mittels der χ^2 -Statistik wird hier verzichtet, da es nicht ohne weiteres möglich scheint, den für teststatistische Betrachtungen zentralen Begriff der Zufallsstichprobe auf die Resultate einer EEG-Vermessung zu übertragen. Die Brauchbarkeit eines sogenannten verteilungsfreien Assoziationsmaßes wie des C-Koeffizienten für die Zwecke der rein beschreibenden Quantifizierung des Zusammenhanges zwischen verschiedenen Zeitverläufen bleibt hiervon natürlich unberührt. Von Signifikanzaussagen oder Intervallschätzungen wurde hingegen, wie gesagt, der angeführten theoretischen Bedenken wegen von vornherein abgesehen.

Im Kapitel 3.1.6 werden mit der gleichen Untersuchungsmethode in einer anderen Montage 18 Kurvenpaare untersucht, da es sich dort um eine andere Fragestellung handelt. Bei der verwendeten bipolaren Querreihe verbinden Kanal 2 - 8 die beidseitigen hinteren Temporalregionen. Das Kreuzungsniveau der Mittellinien liegt parietal hinten. Der Kanal 1 zeichnet eine mediane Längsableitung zwischen Vertex und Inion auf. Die 18 Kombinationen ergeben sich aus dem Vergleich des Kanals 1 und 2 mit den jeweiligen restlichen Kanälen und den Kurvenpaaren 3/4, 4/5, 5/6, 6/7 und 7/8.

2.2 Krankengut

Die zu untersuchenden EEGs wurden nach folgenden Gesichtspunkten in drei Gruppen unterteilt.

1. Hauptgruppe ("H"): hierbei handelte es sich um Patienten, die von der klinischen Untersuchung her eine verschieden stark ausgeprägte Halbseitensymptomatik aufwiesen, ohne daß das Routine-EEG verwertbare Herdzeichen oder Seitenhinweise lieferte. Die neurologischen Veränderungen waren zentral bedingt entweder durch cerebrale Gefäßleiden (Verschlüsse, Blutungen) oder Tumorwachstum.
2. Seitendifferente Gruppe ("S"): hier war neben dem klinischen Bild des Hemi-Syndroms im EEG ein deutlicher Herdbefund oder Seitenhinweis auf die kontralaterale Hemisphäre vorhanden.
3. Normalgruppe ("N"): Diese Patienten kamen meistens wegen Cephalaea, Migräne oder es wurde ein EEG zum Ausschluß von Anfallsleiden angefertigt. Es handelte sich immer um Kurven ohne pathologische Veränderungen und ohne klinisch beobachtete Halbseitenzeichen.

Repräsentative Krankengeschichten dieser Gruppen werden im folgenden dargestellt.

ad 1 ("H"):

Friedrich R., 65 Jahre, wurde zum erstenmal im Dezember 1970 wegen akut auftretender Sprachstörungen und Schwäche in den rechten Extremitäten in der Neuro-Psychiatrischen-Klinik Mainz untersucht und behandelt.

Neuroradiologisch fand sich ein kompletter Verschuß der Art. carotis interna sinistra kurz oberhalb der Teilungsstelle. Die Gefäße der linken Externagruppe waren kompensatorisch erweitert.

Nach der Therapie trat eine Besserung ein, die ca. ein halbes Jahr anhielt. Dann klagte der Patient wieder über eine Schwäche im rechten Bein, die zu erheblicher Unsicherheit beim Gehen führte. Außerdem setzten Kopfschmerzen, zunehmende motorische Sprachstörungen und Schwindelneigung ein. Bei stationärer Aufnahme ließ sich eine ausgeprägte Fundussklerose, erhebliche motorische Aphasie, eine Hyperästhesie im rechten Trigeminiusbereich, eine diskrete Mundwinkelasymmetrie zu Gunsten der rechten Seite, ein rechtsbetonter BSR und eine latente Parese der rechten Extremität feststellen.

Im EEG zeigte sich zu diesem Zeitpunkt eine leicht unregelmäßige Grundtätigkeit um 9 c/s mit Amplituden bis 50 Mikrovolt bioccipital, lateral vereinzelt eingestreute Thetaelemente und bifrontal spärlich überlagernde raschere Rhythmen.

Beurteilung: Frequenzlabiles Kurvenbild ohne nachweisbare Seitendifferenzen (Abb. 3).

ad 2 ("S"):

Der Patient Günther R., 17 Jahre, hatte im Januar 1972 Mißempfindungen im linken Bein und im linken Arm. Kurz darauf trat eine Lähmung der ganzen linken Körperhälfte auf. Bei der neurologischen Untersuchung fand sich im Hirnnervenbereich eine Anisokorie (rechts weitere Pupille als links) und eine zentrale Facialisparesie links. Die Extremitäteneigenreflexe zeigten eine leichte Linksbetonung. Das Babinskische Zeichen war links inkonstant positiv. Die grobe Kraft des linken Beins und des linken Arms war deutlich vermindert. Subjektiv wurden Parästhesien der linken Extremitäten angegeben. Neuroradiologisch konnte ein Verschuß eines Astes der Art. cerebri media rechts diagnostiziert werden.

Im EEG traten zur Zeit der Aufnahme in die Klinik während der Hyperventilation deut-

liche rechtsbetonte langsame Wellen und einzelne steile Potentiale auf.

Beurteilung: unregelmäßiges EEG mit Übergang in Allgemeinveränderungen und deutlichem Herdbefund rechts temporo-occipital (Abb. 4).

ad 3 ("N"):

Der Patient Wilhelm E., 67 Jahre, stellte sich im April 1972 erstmalig ambulant in der Neuro-Psychiatrischen-Klinik Mainz vor und bot ein psychopathologisches Bild mit Verarmungsideen, Schuldgefühlen, Schlafstörungen, Magenbeschwerden und ausgeprägt depressiver Stimmungslage.

Bei der stationären Aufnahme zeigte sich darüber hinaus eine deutliche innere Agitiert-heit, Angstgefühl und Stimmungslabilität. Seit Januar 1972 ist ein Hypertonus mit Werten um 220/100 bekannt.

Nach der klinischen Untersuchung ergaben sich folgende Diagnosen: zerebraler Gefäßprozeß bei Hypertonie; Hyperlipoproteinämie; latenter Diabetes mellitus; Altersdepressionen.

Im EEG zeigte sich eine bioccipital gut ausgeprägte, leicht unregelmäßige Grundtätigkeit um 8 - 9 c/s, die bei Augenöffnen gut blockierte und diffus eingestreute ganz vereinzelte Thetawellen.

Beurteilung: leicht unregelmäßiges EEG, das im Normbereich liegt (Abb. 5).

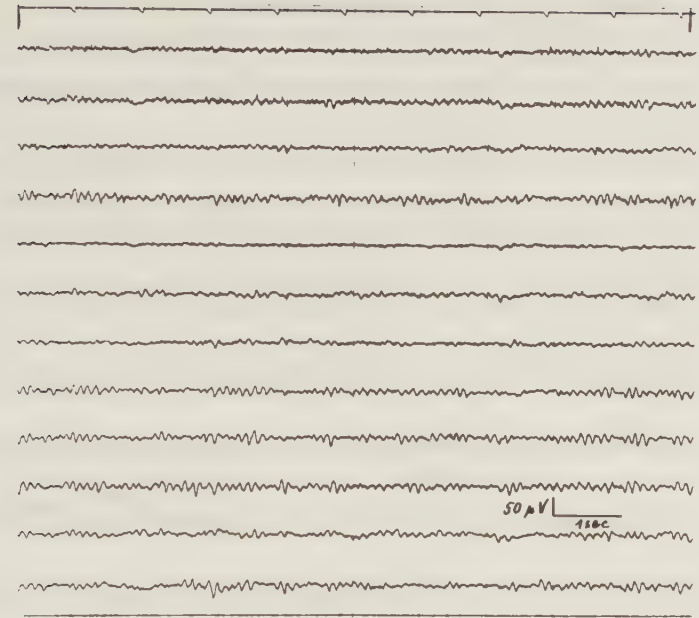


Abb. 3 Kurvenbeispiel für Gruppe "H" (Nr. 070921/72)

Bipolare temporale Längsreihe (TL)

Das EEG zeigt eine leicht unregelmäßige Grundtätigkeit um 9 c/s und Amplituden bis 50 Mikrovolt bioccipital; lateral vereinzelt eingestreute Thetaelemente und bifrontal spärlich überlagernde rasche Rhythmen. Frequenzlabiles Kurvenbild ohne nachweisbare Seitendifferenzen.

Klin. Diagnose: Verschuß der Art. carotis int. sinistra mit Hemisyndrom rechts.

C-Werte rechts:	L 0.3467	C-Werte links:	L 0.3355
	TL 0.4160		TL 0.3197

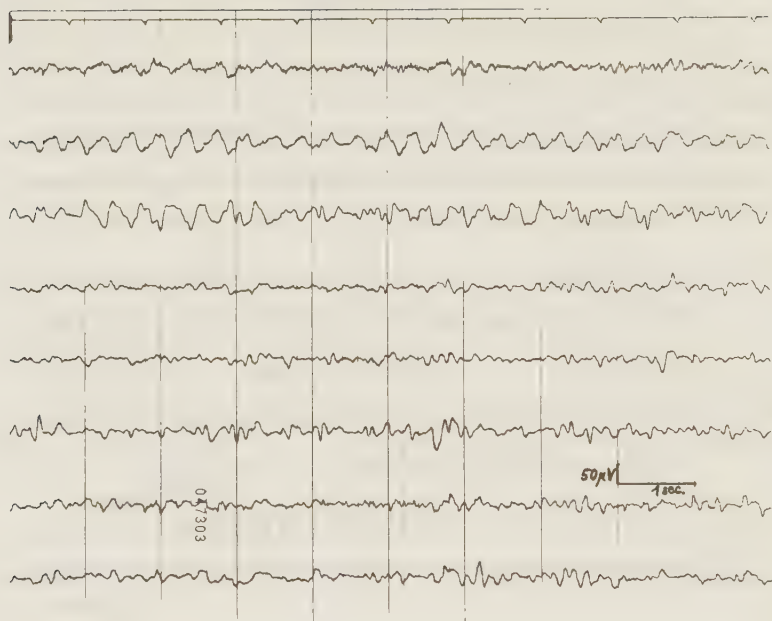


Abb. 4 Kurvenbeispiel für Gruppe "S" (Nr. 550817/72)
Bipolare temporale Längsreihe (TL)
Pathologisches EEG mit Herd langsamer Wellen um 3 c/s
rechts temporo-occipital mit leichter Streuung zur Ge-
genseite.
Klin. Diagnose: Verschuß eines Astes der Art. cerebri
media rechts.
C-Wert rechts: TL 0.1405 C-Wert links: TL 0.3433

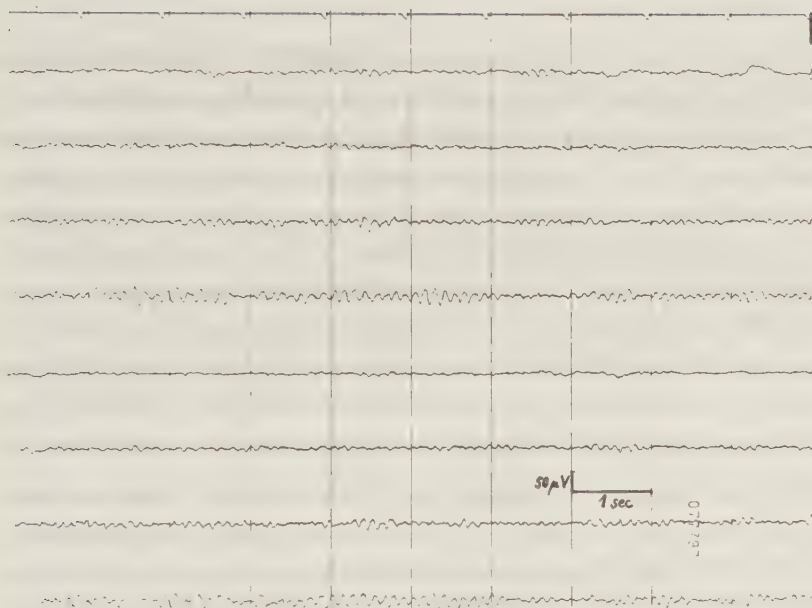


Abb. 5 Kurvenbeispiel der Gruppe "N" (Nr. 051107/72)
Bipolare Längsreihe (L)
Normales EEG vom Alpha-Typ, occipitale Alphetätigkeit
um 8 - 9 c/s.
C-Werte rechts: L 0.4668 C-Werte links: L 0.5331
TL 0.8257 TL 0.8821

3. ERGEBNISSE

3.1 Datenbeschreibung

Aus der Literatur, sowie aus Untersuchungen des Mainzer EEG-Laboratoriums ist bekannt, daß die von der Kopfoberfläche an verschiedenen Orten ableitbaren Potentialabläufe nicht voneinander unabhängig sind, sondern oft eine enge funktionelle Beziehung untereinander zeigen, die z.B. durch die Berechnung der Kreuzkorrelationsfunktion sichtbar gemacht werden kann. In besonderem Maße gilt dies von der Alpha-Grundaktivität des EEG, die sowohl innerhalb der gleichen Hemisphäre, als auch interhemisphärisch eng gekoppelt erscheint, was sich in Korrelationskoeffizienten zwischen 0.5 und 0.8 ausdrückt. Wie noch zu erörtern ist, stellt das Assoziationsmaß C sowohl in der Theorie als auch bei praktischer Prüfung eine Approximation des Kreuzkorrelationskoeffizienten für $t=0$ dar. Die Interpretation von C-Werten könnte also analog dem Kreuzkorrelationskoeffizienten erfolgen. Dabei sind jedoch folgende Gesichtspunkte zu beobachten:

Die Höhe von C hängt von der Lokalisation der Ableitelektroden ab: Würde man Hirnregionen in Beziehung zueinander setzen, die sehr verschiedene Aktivitäten aufweisen (z.B. die Frontalregion mit einer occipitalen Ableitung), so sind normalerweise nur sehr niedrige, kaum von 0 unterschiedene C-Werte zu erwarten. Wir haben uns aus diesem Grunde auf das Ausbreitungsgebiet des Alpharhythmus beschränkt und anatomisch symmetrische Ableitungen beider Hemisphären verglichen.

Ein niedriger C-Wert bedeutet noch nicht, daß Unabhängigkeit zwischen den verglichenen Aktivitäten besteht: Er kann auch – zum mindesten theoretisch – durch eine systematische Phasenverschiebung zustandekommen.

Bei systematischen topographischen Untersuchungen ist dieses Phänomen durchaus bekannt und kann in der Kreuzkorrelationsfunktion durch systematische zeitliche Verschiebung der untersuchten Kurven gegeneinander sichtbar gemacht werden. Diese Möglichkeit besteht bei der vorgestellten manuellen Methode nicht, da hier nur simultan auftretende "Meßwerte" berücksichtigt werden können.

Da im einzelnen nicht bekannt war, wie sich bei den untersuchten Elektrodenpositionen die Assoziationsverhältnisse darstellen würden und ferner die genannten Einschränkungen beachtet werden mußten, war zunächst eine rein deskriptive Darstellung der erhobenen Meßwerte angezeigt: Eine interpretative Hypothese, daß etwa niedrige oder fehlende

Assoziation eine funktionelle oder läsionelle Störung anzeige, war zum mindesten in der Ausgangssituation nicht möglich.

3.1.1 Assoziationsmaß C

Um eine gewisse Aufgliederung unserer Daten zu ermöglichen, wurde zwischen "hohen" und "niedrigen" C-Werten unterschieden. Aus einigen Voruntersuchungen hatte es sich als günstig erwiesen, eine Grenze bei $C = 0.2$ zu ziehen.

Für die untersuchten Elektrodenpositionen fand sich bei der überwiegenden Mehrzahl der Patienten aus der "Normalgruppe" ein hoher positiver C-Wert. Die Häufigkeit niedriger, nahe an oder unter 0 liegender C-Koeffizienten war in der Gruppe "N" gering, in der Gruppe "H" größer und zeigte bei manifesten Seitenhinweisen ("S") im EEG die größte Häufigkeit (Tab. 1).

	C < 0.2	C > 0.2	Σ
N	6	54	60
H	19	41	60
S	20	36	56
	45	131	176

Tab. 1 Aufgliederung der errechneten Assoziationskoeffizienten nach Patientengruppe und Größenordnung

Negative C-Werte waren im gesamten Untersuchungsgut recht selten und lagen dem Betrag nach nahe bei 0. Sie kamen in "N" zweimal, in "H" siebenmal und in Gruppe "S" neunmal vor, in den beiden Gruppen mit klinisch gesicherten Schäden also häufiger als bei der "Normalgruppe".

3.1.2 Seitendifferenzen

In der Regel liegen die C-Werte beim gleichen Patienten über der rechten und linken Hemisphäre in der gleichen Größenordnung, eine systematische Tendenz zu höheren Werten über einer Hemisphäre besteht nicht. Es wurde jedoch die Seitendifferenz (D) berechnet, um eventuelle Unterschiede der drei Gruppen nicht zu übersehen. Man er-

hielt für jeden Patienten zwei Werte: einen aus der Differenz der beiden C-Koeffizienten für die linke und rechte Hemisphäre der Längsreihe (L) und einen aus der Differenz der beiden entsprechenden Werte und die temporale Längsreihe (TL). Auch hier bringt der Grenzwert 0.2 (Absolutwert der Seitendifferenz) eine Unterscheidung der klinisch definierten Gruppen (Tab. 2). Werte über 0.2 wurden als "hohe" Seitendifferenzen, die Werte darunter als "niedrige" bezeichnet.

	D < 0.2	D > 0.2	Σ
N	24	6	30
H	16	14	30
S	10	18	28
	50	38	88

Tab. 2 Aufgliederung der errechneten Seitendifferenzen nach Patientengruppe und Größenordnung

Hohe Seitendifferenzen finden sich in allen drei untersuchten Gruppen, allerdings in der Kontrollgruppe "N" deutlich seltener als in den Gruppen "H" und "S". Ihr Vorhandensein könnte einem Allgemeinkriterium für zerebrale Funktionsstörungen entsprechen. Es ist lokalisatorisch allerdings von beschränktem Wert, da bei den Patienten, bei welchen hohe Seitendifferenzen auftraten, keine systematische Beziehung der Seite mit niedrigen C-Werten zu der durch andere klinische Untersuchungen gewonnenen Lokalisation der zerebralen Veränderung zu erkennen war.

3.1.3 Mittlere C-Werte ($\bar{C}$)

Nach der Durchsicht der berechneten Einzel-C-Werte schien es sinnvoll, als nächsten Auswertungsschritt eine Reduzierung der Daten durchzuführen. Hierzu wurden die C-Werte für die rechte und linke Seite und die Montagen "L" und "TL" eines jeden Patienten zusammengefaßt und aus allen vier C-Koeffizienten ein mittlerer C-Wert berechnet. Man erhielt pro untersuchtem EEG einen als $\bar{C}$ benannten Durchschnittswert, der jeweils einem Patienten entspricht - ein Maß also, das etwas über die Koordination und Synchronie der untersuchten Hirnstrombilder aussagen und den Vergleich zwischen

Einzelpatienten und Patientengruppen erleichtern sollte.

Hohe $\bar{C}$ -Werte sprechen für eine relativ hohe Übereinstimmung der Kurvenverläufe über den von uns untersuchten Hirnarealen, niedrige Werte mit der oben genannten Einschränkung für geringe Synchronie im Sinne fehlender funktioneller Koppelung: numerisch hohe, negative Werte entsprächen einer Aktivität, die sich systematisch in Gegenphase befindet – ein Phänomen, das bei anderen Ableitbedingungen (etwa einer bipolaren Querreihe) normalerweise auftritt, das aber bei den verwendeten Elektrodenschaltungen als auffällig angesehen werden muß. Die mittleren $\bar{C}$ -Koeffizienten ($\bar{C}$) errechneten sich nach der Formel:

$$\bar{C} = \frac{C_{TL(li)} + C_{TL(re)} + C_{L(li)} + C_{L(re)}}{4}$$

Eine vollständige Tabelle dieser Werte findet sich in dem Anhang.

Eine graphische Darstellung der $\bar{C}$ -Werte (Abb. 6) erfolgte getrennt nach den drei Patientengruppen ("N", "H", "S") in drei Häufigkeitsdiagrammen. Zu diesem Zweck wurde das Intervall der möglichen Werte für $\bar{C}$ in die Teilintervalle $(-0.3, 0)$, $(0, 0.3)$, $(0.3, 0.6)$ und $(0.6, 0.9)$ zerlegt. Die Tendenz der Ergebnisse war eindeutig. Die meisten hohen $\bar{C}$ -Werte fanden sich in der "Normalgruppe", wo nur ein Patient den Wert 0.3 unterschritt und alle anderen zwischen 0.3 und 0.9 lagen. Dies stimmt überein mit der vermuteten hohen intrahemisphärischen Assoziation beim gesunden Patienten mit unauffälligem EEG. Die größten Häufigkeiten bei der Gruppe "H" waren in den Intervallen $(0, 0.3)$ und $(0.3, 0.6)$, die 4/5 der Werte umfaßten. Zwei Fälle lagen darüber, und bei einem Fall trat ein negatives Vorzeichen auf. Bei der Gruppe "S" lagen alle Werte bis auf einen negativen und einen über 0.6 zwischen den Grenzen 0 und 0.6.

Die Häufung niedriger $\bar{C}$ -Werte in Gruppe "H" und "S" kann als Hinweis darauf gewertet werden, daß sowohl das pathologische EEG beim kranken Patienten, als auch das visuell unauffällige EEG der Patienten mit Hirnschäden veränderte Assoziationsverhältnisse der zerebralen Potentialschwankungen aufweist. Auf die notwendige statistische Prüfung wird weiter unten eingegangen.

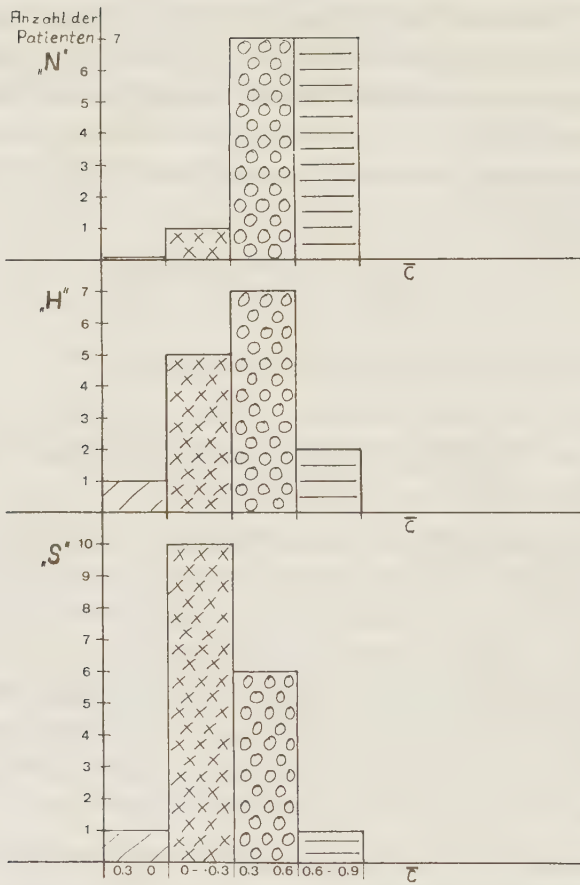


Abb. 6 Verteilung der mittleren C-Werte ($\bar{C}$) in vier größenordnungsmäßig unterschiedenen Intervallen. Getrennt nach Patientengruppen.

3.1.4 Mittlere Seitendifferenzen ($\bar{D}$)

Die Reduzierung der Seitendifferenzen auf einen Mittelwert pro Patient schien berechtigt, da ein korrekter Seitenhinweis durch die C-Werte nicht gegeben war, andererseits aber größere Seitendifferenzen der C-Koeffizienten vornehmlich bei Patienten aufzutreten schienen, die auch klinisch seitenlatente zerebrale Befunde aufwiesen (Gruppe "H" und "S"). Es war daher zu prüfen, ob der mittlere Absolutwert der Seitendifferenzen ($\bar{D}$) eine Unterscheidung zwischen den drei Gruppen zuläßt. $\bar{D}$ war als charakteristisch für jeweils einen Patienten anzusehen und sollte ein Maß für den Grad der interhemisphären Übereinstimmung hinsichtlich der Koordination gleicher Ableitareale liefern. Die mittleren Seitendifferenzen errechneten sich nach der Formel:

$$\bar{D} = \frac{|C_{L(re)} - C_{L(li)}| + |C_{TL(re)} - C_{TL(li)}|}{2}$$

Eine graphische Darstellung erfolgte ähnlich wie bei den mittleren $\bar{C}$ -Werten in drei Häufigkeitsdiagrammen (Abb. 7). Die Absolutwerte finden sich in einer Tabelle im Anhang.

Die Graphik zeigt eine hohe Übereinstimmung der Assoziationsmaße (niedrige Differenzen) in der "Normalgruppe". Bei über 4/5 der Patienten waren die Differenzen kleiner als 0.2, die restlichen lagen zwischen 0.2 und 0.4.

Bei der "Hauptgruppe" lagen nur 2/5 der Fälle im Intervall (0, 0.2), etwa die Hälfte der ermittelten $\bar{D}$ -Werte besaßen eine Größenordnung von 0.2 bis 0.4, und ein einziger Patient zeigte bezüglich des Grades der EEG-Koordination eine interhemisphärische Abweichung von mehr als 0.4.

Große durchschnittliche Unterschiede der Assoziationskoeffizienten voneinander waren am häufigsten in der Gruppe "S", die als klinisch und elektroencephalographisch seiten-differente Gruppe definiert war. In zehn Fällen waren die Differenzen in der Größenordnung von 0.2 bis 0.6, ein Wert lag darunter und bei einem Patienten fand sich eine mittlere Differenz der Assoziationsmaße der linken und rechten Hemisphäre von mehr als 0.8.

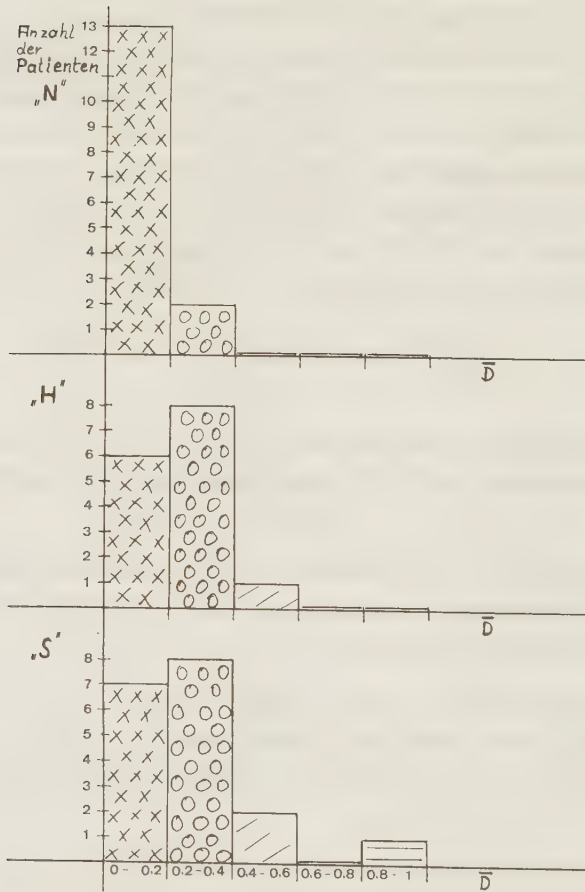


Abb. 7 Verteilung der mittleren Seitendifferenzen in fünf größenordnungsmäßig unterschiedenen Intervallen. Nach Patientengruppen getrennt.

3.1.5 Medianwerte

Die unterschiedliche, graphisch dargestellte Verteilung der Werte in den drei klinischen Gruppen läßt auch erwarten, daß die Gruppenmedianwerte als mehr quantitativer Ausdruck die Unterschiede wiedergeben. Aus diesem Grund wurden die Gruppenmediane für die mittleren Assoziationskoeffizienten ($\bar{C}$) und die mittleren Seitendifferenzen ($\bar{D}$) ermittelt.

Bei den $\bar{C}$ -Werten ergaben sich für die Gruppe "N" der Median 0.5654, für "H" 0.3866 und für "S" 0.2626, worin sich der schon in Kapitel 3.1.3 dargestellte Tatbestand bestätigt, daß nämlich die $\bar{C}$ -Werte in der "Normalgruppe" am höchsten, in "H" niedriger und in "S" am tiefsten liegen.

Für die $\bar{D}$ -Werte lag der Median bei 0.2275 in der Gruppe "S", bei 0.2112 in "H" und bei 0.0862 in "N", was wiederum mit den bereits in Abb. 7 veranschaulichten Verteilungen übereinstimmt: niedrige mittlere Seitendifferenzen in der Gruppe "N" und höhere in den Gruppen "H" und "S" mit klinisch pathologischen Zeichen.

3.1.6 Beziehung des Zusammenhangsmaßes "C" zum Kreuzkorrelationskoeffizienten "r"

Obwohl aus theoretischen Gründen eine annähernde Übereinstimmung des C-Koeffizienten mit dem am gleichen Material bestimmten Kreuzkorrelationskoeffizienten erwartet werden konnte, wurde ein Vergleich an 18 Kurvenpaaren eines automatisch analysierten EEG durchgeführt (Näheres über Montage und Kurvenpaare in Kapitel 2.1 und Abb. 8). Mit der manuellen Methode erhielten wir das Zusammenhangsmaß "C" und mit der im folgenden kurz skizzierten automatischen Analyse den Kreuzkorrelationskoeffizienten "r".

Es ist möglich, die Beziehungen zwischen simultan erhobenen Amplitudenmeßwerten des EEG verschiedener Hirnregionen durch einen Kreuzkorrelationskoeffizienten (oder - bei systematischer zeitlicher Verschiebung der Meßreihen gegeneinander - durch eine Kreuzkorrelationsfunktion) quantitativ auszudrücken. Diese apparativ aufwendigeren Methoden sind seit langem in Gebrauch (BRAZIER u. CASBY 1952, neuere Übersichten bei HORI et al. 1969, PETSCHKE 1972). Dabei entspricht der berechnete Kreuzkorrelationskoeffizient dem klassischen Korrelationskoeffizienten Pearsons für Meßwertreihen, deren Mittelwert gleich 0 ist.

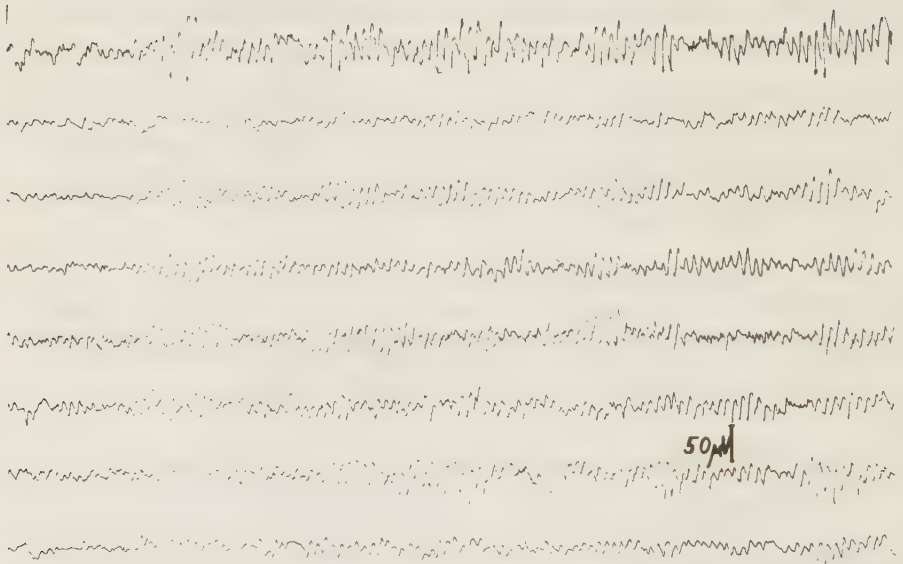


Abb. 8 Spezialableitung zur Prüfung der Beziehungen zwischen dem Kreuzkorrelationskoeffizienten r (für $t = 0$) und C .

Zeile 1: Bipolare Längsableitung Vertex - Inion.

Zeile 2 - 8: n Querreihe rechts temporal bis links temporal bei engem Elektrodenabstand. Wiedergabe nach Bandaufnahme.

Beurteilung: Normales EEG vom Alpha-Typ.

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i}{\sqrt{\sum_{i=1}^n x_i^2 \cdot \sum_{i=1}^n y_i^2}}$$

Für x = digitale Amplitudenmeßwerte des EEG-Kanals x und für y = digitale Amplitudenmeßwerte des EEG-Kanals y .

Die Amplitudenmessung und Speicherung erfolgt simultan auf beiden Kanälen mittels eines A/D-Wandlers und Korrelators, der die Rechenprozesse automatisch durchführt.

Es ist nun zu prüfen, ob unser manuell gewonnenes Zusammenhangsmaß "C" Beziehungen zum Kreuzkorrelationskoeffizienten aufweist. Dazu wurden beide Methoden an einem 8-kanäligen normalen EEG angewandt und die erhaltenen Werte von "C" und "r" in 18 Kombinationen miteinander verglichen (Werte s. Tab. im Anhang).

Dabei ist davon auszugehen, daß "r" die genauere Schätzung der Koppelungsintensität zwischen hirnelektrischen Aktivitäten darstellt, da seine Berechnung auf Amplitudenmeßwerten basiert und N (Zahl der Meßwertpaare) etwa siebenmal größer ist ($N = 700 - 800$), bei C ($N = 100$).

Ein Blick in die Wertetabelle zeigte, daß die Vorzeichen von "r" und "C" in der Mehrzahl der Fälle, in denen "r" von 0 deutlich verschieden ist, übereinstimmen.

Bildet man die Differenz "r" - "C", die im Hinblick auf die größere Genauigkeit von "r" als "Meßfehler" angesehen werden kann, so zeigt sich, daß die Differenzen keiner systematischen Abweichung entsprechen: Ihr arithmetisches Mittel liegt sehr nahe bei 0 (0.0142). Der Absolutwert des "Fehlers" beträgt im Mittel 0.0959, in der Hälfte der Fälle ist er geringer als 0.1.

Zusammenfassend kann festgestellt werden, daß am gleichen Datenmaterial gewonnene Meßwerte von "C" und "r" keinen gravierenden Unterschied ihrer zentralen Tendenz zeigen. Mit der Einschränkung, daß der Vergleich wegen des großen Zeitaufwandes nur an 18 Wertepaaren durchgeführt werden konnte, wird geschlossen, daß "C" eine brauchbare Approximation von "r" darstellt.

3.2. Statistische Analyse der Untersuchungsergebnisse

3.2.1 Statistisches Testverfahren und Resultate

Um zu überprüfen, ob die zwischen den drei Patientengruppen gefundenen Unterschiede größer sind, als auf Grund rein zufälliger, durch die Auswahl einer Stichprobe begrenzten Umfanges bedingter Gegebenheiten erwartet werden könnte, unterzogen wir die aus den Beobachtungsdaten als Indizes für die "Synchronizitätseigenschaften" eines EEG gewonnenen Maßzahlen, $\bar{C}_{ij}$ bzw. $\bar{D}_{ij}$ ($i = 1, 2, 3; j = 1, \dots, n_i$) zunächst einem sogenannten Kruskal-Wallis-Test. Der Index $\bar{C}_{ij}$ erfaßt, wie schon oben dargestellt, die mittlere Kopplungsintensität zwischen den in bipolaren Längsreihen beobachteten EEG-Aktivitäten, der Index $\bar{D}_{ij}$ die mittleren Seitendifferenzen zwischen den jeweils über der rechten und linken Hemisphäre beobachteten C-Werten.

Das statistische Prüfverfahren (zu seiner Technik und mathematischen Formulierung vgl. u. v. a. BROWNEE, 1965, chapt. 7, L. SACHS, statistische Auswertungsmethoden, 1972, Kap. 395) stellt eine sogenannte "verteilungsfreie" Entsprechung zur einfach klassifizierten Varianzanalyse dar; ihm liegen, bezogen auf den Untersuchungsgegenstand dieser Arbeit, folgende Definitionen und Voraussetzungen zugrunde:

(1) Für jede der beiden von uns zur Charakterisierung des Gesamt-EEG herangezogenen Beschreibungsgrößen $\bar{C}$ und $\bar{D}$ gilt, daß die Gesamtheit aller erhaltenen Beobachtungswerte Realisationen von paarweise unabhängigen Zufallsvariablen darstellen, deren Verteilungen absolut stetig und zwar unbekannter, aber durchweg identischer Form sind. Dabei sind die Wahrscheinlichkeitsverteilungen derjenigen unter diesen Zufallsvariablen, welche den Meßwerten aus ein und derselben der drei zu betrachtenden Patientengruppen zuzuordnen sind, untereinander vollständig identisch.

(2) Die drei sozusagen gruppenspezifischen Verteilungsfunktionen F_1 , F_2 und F_3 seien nicht durch die Form, sondern durch die Größe derjenigen konstanten reellen Zahlen θ_i ($i = 1, 2, 3$) unterschieden, um welche jede dieser Funktionen gegenüber dem Ursprung des kanonischen Koordinatensystems "verschoben" ist, d. h. es soll vorausgesetzt werden: $F_1(x) = F(x - \theta_1)$; $F_2(x) = F(x - \theta_2)$; $F_3(x) = F(x - \theta_3)$. (Solche, als für eine bestimmte Wahrscheinlichkeitsverteilung charakteristisch angenommenen Verschiebungskonstanten bezeichnet man in der Statistik oft auch als "Lagen" - bzw. "Lokalisationsparameter"). Etwas anschaulicher gesprochen, bedeutet die hier zugrunde gelegte Modellvorstellung, daß die Wahrscheinlichkeit innerhalb der i -ten Patientengruppe ($i = 1, 2, 3$) einen die feste Zahl x_0 überschreitenden Wert der jeweils unter Betracht stehenden Be-

schreibungsgröße $\bar{C}$ oder $\bar{D}$ zu erhalten, größer, gleich oder kleiner als die Wahrscheinlichkeit ist, dasselbe Ereignis innerhalb einer der beiden übrigen Gruppen – sie trage den Index i – zu beobachten, je nachdem, ob für die zugehörigen Lageparameter θ_{i-} , $\theta_i = \theta_{i+}$, oder θ_i kleiner als θ_{i+} gilt.

(3) Das üblicherweise als Kruskal-Wallis-Test bezeichnete statistische Prüfverfahren ermöglicht eine auf der Zuordnung sogenannter Irrtums- oder Sicherheitswahrscheinlichkeiten basierende Entscheidung darüber, ob der Annahme, daß die den Patientengruppen N, H und S zuzuordnenden Verteilungsgruppen der Maßzahlen $\bar{C}$ bzw. $\bar{D}$ in der Grundgesamtheit identische Lokalisationsparameter aufweisen, vor der Aussage der Vorzug zu geben sei, daß sich in mindestens einer der drei Vergleichsgruppen die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten eines bestimmten Beobachtungswertes von der in den übrigen Gruppen geltenden Wahrscheinlichkeit desselben Ereignisses unterscheidet. (Bezeichnet man die Mediane der drei Verteilungen F_1 , F_2 und F_3 als ξ_1 , ξ_2 und ξ_3 , so bedeutet die Aussage $\xi_1 = \xi_2 = \xi_3$ eine äquivalente Formulierung der mit Hilfe des Kruskal-Wallis-Tests überprüfbaren statistischen Hypothese).

(4) Ein Maß dafür, wie weit die Beobachtungswerte aus einer vorgesehenen Stichprobe der oft auch als "Nullhypothese" (H_0) bezeichneten Identitätsannahme $\theta_1 = \theta_2 = \theta_3$ bzw. $\xi_1 = \xi_2 = \xi_3$ entsprechen, liefert die Prüfgröße

$$H = \frac{12}{N(N+1)} \sum_{i=1}^k n_i \left(\bar{R}_i - \frac{N+1}{2} \right)^2$$

worin die einzelnen Symbole wie folgt definiert sind:

N = Gesamtzahl aller zum Zwecke der vorliegenden Untersuchung beobachteten Individuen

k = Anzahl der hinsichtlich der Verteilung der Beschreibungs rößen $\bar{C}$ bzw. $\bar{D}$ zu vergleichenden Gruppen (im Rahmen der vorliegenden Untersuchung ist k für jedes der berücksichtigten quantitativen Merkmale identisch = 3)

n_i = Umfang der i -ten Patientengruppe ($i = 1, 2, 3$) entnommenen Stichprobe, sodaß

$$\sum_{i=1}^3 n_i = N$$

$\bar{R}_i$ = Der mittlere Rang der n_i Beobachtungen des i -ten Sample innerhalb der N Beobachtungswerte der Gesamtstichprobe.

(5) Je größer der Wert der Prüfungsgröße H ist, als um so höher hat die Wahrscheinlichkeit dafür zu gelten, daß die Nullhypothese unzutreffend und die Annahme einer Identität der Lokalisationsparameter aller drei gruppenspezifischen $\bar{C}$ - bzw. $\bar{D}$ -Verteilungen zurückzuweisen ist. Die Sicherheit, mit der diese Behauptung formuliert werden kann, bestimmt sich dabei nach der Größe der sogenannten Irrtumswahrscheinlichkeit, welche angibt, wie wahrscheinlich es ist, daß bei Zutreffen von H_0 innerhalb einer (Gesamt-) Stichprobe der gegebenen Größe (N) eine Maßzahlverteilung von der Art der tatsächlich beobachteten auftritt. Da die Prüfgröße H unter der Annahme der Gültigkeit der Nullhypothese als Grenzverteilung eine (zentrale) χ^2 -Verteilung mit $(k - 1)$ "Freiheitsgraden" besitzt, läßt sich ein - hinreichend guter - Näherungswert für die Höhe dieser zumeist als "Signifikanzniveau" bezeichneten Irrtumswahrscheinlichkeit unmittelbar aus einer entsprechenden Tabelle (vgl. z.B. Documenta Geigy, wissenschaftl. Tab. 7. Aufl., S. 36 ff.) ablesen. Den Ergebnissen der nach dem skizzierten Modell durchgeführten Berechnungen (Die ermittelten H -Werte betrugen für die mittleren C -Werte 13.202 und die mittleren Seitendifferenzen 9.221.) entsprechend läßt sich aus dem von uns zusammengetragenen Zahlenmaterial bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0.01 die Feststellung belegen, daß die Wahrscheinlichkeit, einen $\bar{C}$ -Wert, wie auch einen $\bar{D}$ -Wert zwischen den Hemisphären von jeweils vorgegebener Größe zu beobachten, nicht in allen drei von betrachteten Patientengruppen ein und denselben Wert besitzt.

3.3 Zusammenfassung der Ergebnisse

Bei der Darstellung der Ergebnisse wurde die Reihenfolge so gewählt, daß zunächst die C -Koeffizienten und deren Seitendifferenzen (vier bzw. zwei Werte pro Patient), dann davon die Mittelwerte (ein Wert pro Patient) und zum Schluß die Gruppenmediane (ein Wert für jede Gruppe) beschrieben wurde. Zusätzlich zu diesem deskriptiven Vorgehen wurde ein statistischer Vergleich der $\bar{C}$ -Werte bzw. $\bar{D}$ -Werte mit dem Kurskal-Wallis-Test vorgenommen. Letzterer lieferte die wichtige Aussage, daß sich die mittleren C -Werte, wie auch die mittleren C -Differenzen zwischen den Hemisphären in allen drei von uns beobachteten Gruppen global voneinander unterscheiden.

Eine gewisse Differenzierung dieser Aussage ließ sich bei der Betrachtung der C -Werte machen. Nach einer Aufgliederung in "hohe" und "niedrige" C -Koeffizienten (Kap. 3.1.1) beobachteten wir, daß bei den meisten Patienten der "Normalgruppe" (9/10)

"hohe" Werte auftraten. Die "niedrigen" Werte waren bei der "Hauptgruppe" zu 2/3 und bei der Gruppe "S" zu 3/4 vertreten. Die gleiche Tendenz zeigte ein Häufigkeitsdiagramm, welches die Verteilung der mittleren C-Werte ($\bar{C}$) darstellt (Abb. 6). Die Häufigkeit niedriger $\bar{C}$ -Werte war bei "N" gering, bei "H" größer und in der Gruppe "S" am größten. Umgekehrt verhielt es sich mit den "hohen" $\bar{C}$ -Koeffizienten. Auch der Gruppenvergleich anhand der Medianwerte für $\bar{C}$ deutet in die gleiche Richtung: ein hoher Median (0.56) für "N", niedrigere für "H" (0.38) und "S" (0.26). Da sich in der "Hauptgruppe", die im EEG keine Veränderungen zeigte, und in der Gruppe "S" (mit manifesten Seitenhinweisen im EEG) eine Häufung niedriger C-, $\bar{C}$ und negativer C-Werte fand, vermuten wir, mit unserer Methode einen Parameter erfaßt zu haben, der weitere Aussagen bei der Beurteilung von EEG zuläßt. Eine geringe Synchronie oder Assoziation (C kleiner als 0.2) zwischen den von uns verglichenen Kurvenbildern schien übereinzustimmen mit verschieden stark ausgeprägten zerebralen Schäden, auch wenn diese sich der visuellen Beurteilung des EEG zunächst entzogen (Gruppe "H").

Die Differenzen des Zusammenhangsmaßes -C- der linken und rechten Hemisphäre wurden in Kapitel 3.1.2 untersucht. Nach einer Gliederung in "hohe" und "niedrige" Werte fanden sich unter den "hohen" Seitendifferenzen 1/5 der "Normalgruppe", 2/5 der "Hauptgruppe" und 2/3 der Gruppe "S". Ein ähnliches Bild zeigt Abb. 7, die eine Verteilung der mittleren Seitendifferenzen darstellt. Auch der Gruppenvergleich der mittleren C-Differenzen bestätigt mit den Medianwerten diese Ergebnisse. Für Gruppe "N" lag der Wert am niedrigsten (0.08), für "H" bei 0.21 und für "S" bei 0.22. In der Gruppe "H" und "S" sind die Differenzen des C-Koeffizienten also am höchsten. Ein Hinweis auf die Lokalisation von Hirnschäden scheint darin jedoch nicht enthalten, doch kann das Auftreten hoher Seitendifferenzen als Allgemeinkriterium für zerebrale Funktionsstörungen interpretiert werden. Schließlich wurde der C-Wert mit dem am gleichen Material gewonnenen Kreuzkorrelationskoeffizienten verglichen. Da der Korrelationskoeffizient schon früher zur Untersuchung der Beziehungen zwischen simultan erhobenen Amplitudenmeßwerten verwendet wurde und aus theoretischen Gründen eine gute Übereinstimmung mit dem C-Wert zu erwarten war, lag der Sinn unserer Prüfungen darin, zu klären, ob die unter unseren Auswertbedingungen erhaltenen Daten eine hinreichende Übereinstimmung zeigten. Dies kann bejaht werden, da die arithmetischen Mittel der Differenzen ($r - C$) sehr nahe bei 0 lagen (0.01) und der Absolutwert des "Fehlers" im Mittel 0.09 betrug. C stellt eine brauchbare Approximation von r dar.

4. DISKUSSION

Wie eine Übersicht der Korrelationsmethoden in Kap. 1.2 zeigt, ist bei diesen meist ein gewisser apparativer und rechnerischer Aufwand nötig. Um ein verwertbares Ausgangsmaterial zu erhalten, müssen die EEG auf Magnetbändern, Filmen oder Lochkarten gespeichert werden. Hier liegt schon eine wesentliche Einschränkung im Untersuchungsmaterial, da die seit vielen Jahren auf Papier aufgezeichneten Kurven aus den EEG-Archiven für eine automatische Analyse praktisch verloren sind. Die weitere Auswertung ist dann an spezielle Geräte gebunden, die meist eine komplizierte und kostspielige Anordnung darstellen und damit für zahlreiche EEG-Laboratorien nicht zugänglich sind. Eine relativ einfache, manuelle Methode hat aus den angeführten praktischen Gründen ihre Berechtigung.

STEBEL und SCHWARTZE (1966) versuchten mit relativ geringem maschinellen Aufwand über die "Polaritätskorrelationsmethode" zu verwertbaren Korrelogrammen zu gelangen. Die Autoren verstehen unter "Polarität" das Vorkommen negativer oder positiver EEG-Amplituden, die im Hinblick auf eine hypothetische Grundlinie als Alternativdaten (+, -) dargestellt werden. Die Festlegung des Nullniveaus ist im EEG - insbesondere bei kurzen Analysezeiten - recht problematisch. Ein methodisches Prinzip ihres Verfahrens "die Umwandlung des EEG in Alternativdaten", ist in unserer Technik wiederzufinden. Die Schwierigkeit, jeweils das exakte Grundlinienniveau des EEG festzulegen, haben wir, wie bereits beschrieben, durch Zugrundelegen der 1. Ableitung nach der Zeit (Kurvenanstieg und -abfall) vermeiden können. Hierbei ist eine Entscheidung über "positiv" oder "negativ" bei nicht zu flachem Kurvenverlauf visuell jederzeit möglich. Die Verwendung der Ableitung nach der Zeit ist in der automatischen EEG-Analyse nichts ungewöhnliches: Die Periodenanalyse (SALTZBERG und BURCH) benutzt sie ebenso wie die moderne Methode HJORTS (1970), wo Anstieg und Abfall des EEG quantitativ in Form von "Slope-Deskriptoren" ihren Ausdruck finden. Auf Einzelheiten dieser Methoden braucht hier nicht eingegangen zu werden, da sie sich nicht mit EEG-Interkorrelationen befassen.

HORI et al. (1969) erhielten mit den üblichen apparativen Kreuzkorrelationstechniken Korrelationsfunktionen, die in Untersuchungen an sechs gesunden Erwachsenen zeigten, daß mit Hilfe der Größenordnung der Korrelationskoeffizienten eine Unterteilung der Hemisphären in drei Regionen vorgenommen werden konnte. Die Zielsetzung der Arbeit

bestand allerdings vornehmlich darin, die Größenordnung interhemisphärischer und inter-regionaler Phasenverschiebungen zu bestimmen. Insofern besteht trotz Verwandtschaft der Methoden kaum Vergleichbarkeit der Ergebnisse. Deutlichere Beziehungen bestehen zu den Ergebnissen russischer Autoren.

BECHTEREVA et al. versuchten 1961 durch Aufstellung von Matrizen der Korrelationskoeffizienten Tumoren zu lokalisieren. Anfänglich entdeckte man in einigen Fällen überwiegend niedrige Korrelationskoeffizienten über der betroffenen Region, doch bei der Untersuchung von 60 Patienten mit sechs unterschiedlichen Arten von zerebralen Veränderungen fand sich nur bei den oberflächlichen, kortikalen Tumoren in ungefähr 40% ein korrekter Seitenhinweis.

GRINDEL untersuchte 1968 die funktionellen Beziehungen zwischen verschiedenen Hirnarealen mit der Kreuzkorrelationsfunktion. Durch den Kreuzkorrelationskoeffizienten charakterisierte er bei einem gesunden Menschen mit vorherrschendem Alparhythmus im EEG die Beziehungen zwischen Occipital- und Frontalregionen beider Hemisphären. Beim Vergleich der linken und rechten Frontal- und der linken und rechten Occipitalableitung fand er annähernd identische Werte ($r - \text{occipital} = +0.56$; $r - \text{frontal} = +0.58$). Das Kreuzkorrelogramm zwischen der linken Frontal- und linken Occipitalregion zeigte eine wesentlich schwächere Assoziation ($r = +0.25$). Die Untersuchungen an einem Patienten mit einem Tumor der rechten Occipitalregion ergaben beim Vergleich des erkrankten Gebietes mit der gegenseitigen Region einen Kreuzkorrelationskoeffizienten sehr nahe bei 0. Die Korrelation der beiden Frontalregionen zeigte einen Wert von $+0.75$.

BOLDYREVA verwendete 1968 die Kreuzkorrelationsfunktion, um die Größe der Assoziationen und Phasenbeziehungen der elektrischen Aktivitäten verschiedener Regionen unter Photostimulation zu beschreiben. Unter anderem diente der Kreuzkorrelationskoeffizient als Beurteilungsparameter. Bei der "background"-Registrierung ergab der Vergleich Occipital-Zentralregion einen hohen Koeffizienten ($+0.72$), Occipital-Parietalregion einen mittleren ($+0.52$) und Occipital-Frontalregion ($+0.32$) und Occipital-Temporalregion ($+0.24$) einen geringen Wert.

Unter rhythmischer Photostimulation beobachtete sie einen signifikanten Anstieg der Koeffizienten aller Vergleichspaare. Bei 10 von 14 untersuchten Personen fand sie durch den Vergleich des Kreuzkorrelationskoeffizienten eine enge Assoziation mit der Zentral- und Frontalregion.

In einem Überblick über Auto- und Kreuzkorrelationsanalysen weist BARLOW (1973) auf Untersuchungen an Patienten mit lokalisierten Hirnveränderungen (Tumoren, Gefäßveränderungen) hin. Bei Kreuzkorrelogrammen der EEG-Aktivitäten mit einer betroffenen Region fanden sich niedrigere Korrelationskoeffizienten über der Ableitstelle mit der Läsion, wobei in der Regel symmetrische Ableitpunkte der weniger betroffenen Hemisphären zum Vergleich herangezogen wurden, oder Meßwerte von Normalpersonen als Referenz dienten.

Bei Patienten mit Epilepsie half die Kreuzkorrelation sowohl bei Prüfung der zeitlichen Beziehung zwischen bilateralen "spike-and-wave"-Mustern, als auch bei der Untersuchung der zeitlichen Beziehung der EEG-spikes in der Nähe eines Focus am freigelegten Kortex.

Bei der Parkinsonschen Krankheit wurde die Kreuzkorrelationsmethode verwendet, um die Verbindungen sowohl zwischen Kortex und tieferen Strukturen, als auch zwischen Kortex und limbischem System und zur Tremorfrequenz zu untersuchen.

Die hier beschriebene Methode der Analyse von Phasenbeziehungen stellt den Versuch dar, mit möglichst wenig technischem Aufwand zusätzliche Aussagen über das EEG zu ermöglichen.

Um pro untersuchter Kurve 400 Beobachtungsmerkmale (+, -) zu erhalten, bedarf es etwa 40 Minuten, da Kombinationen mit schlecht zu beurteilendem Kurvenverlauf eliminiert werden müssen. Die Berechnung der C-Koeffizienten mit Hilfe einer Tischrechenmaschine und die Darstellung von 4 Vierfeldertafeln beansprucht ungefähr 30 Minuten.

Für die routinemäßige klinische Anwendung wäre das Verfahren damit zeitlich zu aufwendig. Es könnte aber bei spezieller Fragestellung weitere Aufschlüsse bringen. Eine Indikation zu derartigen Untersuchungen liegt jedoch nicht vor, wenn die konventionelle Auswertung die von Klinikern gestellten Fragen hinreichend beantworten kann. Wenn hingegen das EEG bei Verdacht auf eine hinorganische Funktionsstörung normal ist oder bei pathologischem EEG ein Seitenhinweis fehlt, aber von Bedeutung sein könnte, halten wir es für sinnvoll, die vorgestellte Methode in Anwendung zu bringen. Das von uns als "Hauptgruppe" bezeichnete Patientenkollektiv konnte ja hierdurch von anders zusammengesetzten Gruppen unterschieden werden. Natürlich müssen sich die an einer beschränkten Zahl gewonnenen Ergebnisse und Eindrücke in der Praxis, vor allem an einem größeren Material, bewähren, bevor eine definitive Aussage über die praktische Brauchbarkeit

und genaue Indikation dieser einfachen "Korrelationsmethode" möglich ist. Modifikationen der Ableittechnik, Beschränkung auf zwei oder gar eine Vierfeldertafel bei optimal gewählten Elektrodenpositionen könnten die Effektivität weiter verbessern.

5. ZUSAMMENFASSUNG

Es wird eine manuelle, einfach durchführbare Methode beschrieben, die es bei mäßigem Zeitaufwand erlaubt, Aussagen über den Grad der funktionellen Koppelung zwischen simultan gewonnenen Hirnstromkurven verschiedener Schädelregionen zu machen. Als Beobauungskriterien gelten Anstieg (+) und Abfall (-) der Kurven an zeitlich festgelegten Punkten. Verglichen werden anatomisch symmetrische Ableitungen beider Hemisphären.

Die Häufigkeiten von (+) und (-)-Kombinationen werden jeweils in eine Vierfeldertafel aufgenommen, für die anschließend der "Interspezifische Assoziationskoeffizient" nach COLE berechnet wird.

Mit diesem Wert und seinen Seitendifferenzen zwischen linker und rechter Hemisphäre werden Vergleiche an Patienten vorgenommen, die wir in drei Gruppen gliedern. Für die Gruppe "H" werden als Kriterien normales EEG mit einer klinischen Hemisymptomatik, für die Gruppe "S" Seitenhinweise im EEG und bei klinischer Untersuchung und bei Gruppe "N" normales EEG bei fehlenden neurologischen oder gravierenden psychischen Ausfallserscheinungen gewählt.

Die Ergebnisse zeigen, daß bei den meisten Patienten der Gruppe "N" relativ hohe C-Werte, in der Gruppe "H" häufiger niedrige und in der Gruppe "S" die meisten geringen C-Werte auftreten. Die Unterschiede der Gruppenmedianwerte sind statistisch gesichert. Die gleiche Tendenz weisen die Seitendifferenzen auf, die in "S" am höchsten, in "H" weniger hoch und in "N" am geringsten sind.

Führt man einen Grenzwert für C bzw. dessen Differenz beim Seitenvergleich (D) ein, so findet man die wenigsten auffälligen Werte (C kleiner als 0.2 und D größer als 0.2) in der Gruppe "N" etwas mehr als die doppelte Anzahl der Werte in "H" und eine nur gering höhere Zahl als in "H" in der Gruppe "S".

Ein Vergleich des mit der hier beschriebenen Methode gewonnenen C-Wertes mit der schon länger gebräuchlichen Kreuzkorrelationsmethode, deren Anwendung an spezielle apparative Voraussetzungen gebunden ist, an gleichem Untersuchungsmaterial zeigt eine gute Übereinstimmung der Verfahren für $f(t_0)$. Wir sind der Auffassung, daß die hier dargestellte Methode für klinische und Forschungszwecke in der Elektroenzephalographie von Nutzen sein kann - insbesondere bei beschränkten apparativen Möglichkei-

ten oder im Rahmen orientierender Untersuchungen. Besondere Bedeutung kommt ihr bei der Auswertung von Kurven-Archivmaterial, das einer genaueren automatischen Analyse nicht mehr zugänglich ist, zu.

6. BIBLIOGRAPHIE

- ADRIAN, E.D.,
K. YAMAGIWA
The origin of the Berger rythm.
Brain 58: 323 (1935)
- BARLOW, J.S.
Autocorrelation and Crosscorrelation.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. (A. Rémond
Ed.) Vol. 5, part A, p. 79-99,
Elsevier Amsterdam (1973)
- BECHTEREVA, N.P.,
I.V. VVENDENSKAJA,
V.V. DUBIKAITIS,
T.S. STEPANOVA,
B.S. OVNATOV,
V.V. USOV
Localisation of focal brain lesions by elektro-
encephalography.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 15: 177-196
(1963)
- BERGER, H.
Über das Elektrenkephalogramm des Menschen.
VI. Mitt. Arch. Psychiat. Nervenkr. 99:
555-74 (1933)
- BOLDYREVA, G.N.
Use of correlation analysis for evaluating the
topographic features of the reaction of assimi-
lation of the rythm of flashing in the EEG in
man. In: LIVANOV 1 968, p. 24-36
- BRAZIER, M.A.B.,
I.S. BARLOW
Some application of correlation analysis to clini-
cal problems in electroencephalography.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 8: 325-31
(1956)
- BRAZIER, M.A.B.,
I.U. CASBY
Crosscorrelation and autocorrelation studies of
electroencephalographic potentials.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 4: 201-211
(1952)
- CHRISTIAN, W.
Klinische Elektroencephalographie.
Thieme, Stuttgart p. 336 (1968)
- COLE, L.C.
The measurement of interspecific associations.
Ecology 30: 411 (1949)
- DARROW, C.W.,
R.C. WILCOTT,
A. SIEGEL,
M. STROUP,
L. AARONS
Instrumental evaluation of EEG phase relationships.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 8: 333-6
(1956)
- DARROW, C.W.,
R.G. HICKS
Interarea electroencephalographic phase rela-
tionships following sensory and ideational sti-
muli.
Psychophysiology 1: 337-46 (1965)
- DARROW, C.W.
Interarea electroencephalographic phase rela-
tionships. In: Methods in Psychophysiology.
S. 114-128. Hrsg.: C.C. Brown, Baltimore 1967

- DELAY, J.,
G. VERDEAUX
DE MOTT, D.W.
GIBBS, F.A.,
E.L. GIBBS
GOODWIN, C.W.,
S.N. STEIN
GRINDEL, O.M.
HJORT, B.
HORI, H.,
K. HAYASAKA,
K. SATO,
O. HARADA,
H. IWATA
HUGGER, H.
JOSEPH, J.P.,
A. REMOND,
H. RIEGER,
N. LESEVRE
KAMP, A.,
W. STROM VAN LEEUWEN,
A.M. TIELEN
KUGLER, J.
LAIRY, G.C.,
A. REMOND,
H. RIEGER,
N. LESEVRE
LIENERT, G.A.
LIVANOV, M.N.,
V.S. RUSINOV
Electroencephalographie clinique.
Masson, Paris (1969)
Toposcopic studies of learning.
C.C. Thomas, Springfield, p. 262 (1970)
Atlas of electroencephalography.
Bd. 1: Methodology and controls. USA: Addison-
Wesley press, Inc. p. 324 (1950)
A brain-wave "correlator"
Science 108: 507 (1948)
The significance of correlation analysis for
evaluation of the EEG in man.
In: LIVANOV 1968, p. 1023
EEG analysis based on time-domain properties.
Electroenceph. clin. Neurophysiol 29: 306-10
(1970)
A study on phase relationship in human alpha
activity.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 26: 19-24
(1969)
Zur objektiven Auswertung des Elektroencephalo-
gramms unter besonderer Berücksichtigung der
gleitenden Koordination.
Pflügers Arch. 244: 309-336 (1941)
The alpha average. II Quantitative study and
the proposition of a theoretical model.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 26: 350-60
(1969)
A method for auto- and crosscorrelation analysis
of the EEG.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 19: 91-5
(1965)
Elektroenzephalographie in Klinik und Praxis.
2. Aufl. Thieme Stuttgart 1966, p. 203
The alpha average. III Clinical application in
children.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 26: 453-67
(1969)
Verteilungsfreie Methoden in der Biostatistik.
Hain, Meisenheim a. Glan (1962)
Mathematical analysis of the electrical activity
of the brain.
Harvard Univ. Press, Cambridge Mass. 1968, p. 105

LISKE, E.,
H.M. HUGHES,
D.E. STOWE

PETSCHKE, H.,
A. MARKO

PETSCHKE, H.

REMOND, A.

REMOND, A.,
N. LESEVRE,
J.P. JOSEPH,
H. RIEGER,
G.C. LAIRY

RIEGER, H.,
N. LESEVRE,
A. REMOND,
G.C. LAIRY

RIEGER, H.

RIEGER, H.

SACHS, L.

SALTZBERG, B.,
N.R. BURCH

SATO, K.,
N. HONDA,
K. MIMURA,
T. OZAKI,
S. MASUYA,
S. TERAMOTOS,
K. KITAYIMA

SONNEMAN, H.,
M.A. KENNARD

STEBEL, J.,
P. SCHWARTZE

Cross-correlation of human alpha activity:
Normative data.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 22: 429-36
(1967)

Das Photozellentoposkop.
Arch. Psychiat. Z. Neurol. 192: 447-62 (1954)

EEG-Topography.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. Volume 5,
part B, p. 3-84 (1972)

Orientations et tendances des méthodes topo-
graphiques dans l'étude de l'activité électrique
du cerveau.
Rev. neurol. 93: 399-432 (1955)

The alpha average. I Methodology and descrip-
tion.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 26: 245-65
(1969)

Réponses évoquées visuelles chez les enfants
voyants et mal voyants.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 28: 437-48
(1970)

Die topographische Dimension des Elektroenze-
phalogramms.
Habilitationsschrift, Mainz (1971)

Manual phase analysis.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 32: 716 P
(1972)

Statistische Auswertungsmethoden.
Springer Verlag (1972) Kap. 395

A new approach to signal analysis in electroen-
cephalography.
IRE Trans. med. Electron. 8: 24-30 (1957)

A simplified method for cross-correlation analysis.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 14: 767-8
(1962)

An interphase analyzer of the EEG.
Science 105: 437-8 (1947)

Über die Verwendbarkeit der Polaritätskorrela-
tionsmethode zur Analyse von EEG.
Acta biol. med. germ. 18: 377-82 (1967)

STORM VAN LEEUWEN, W.,
A. KAMP,
A.M. TIELEN

Une méthode simple pour effectuer une certaine
forme d' "auto" et "cross" correlation de l' EEG.
Rev. Neurol. 109: 259-60 (1963)

STORM VAN LEEUWEN, W.

Complementarity of different analysis methods.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 16: 136-9
(1964)

WALTER, D.O.

Spectral analysis for electroencephalograms:
Mathematical determination of neurophysiolo-
gical relationships from records of limited dura-
tion.
Exptl. Neurol. 8: 155-81 (1963)

WALTER, W.G.,
H.W. SHIPTON

A toposcopic display system.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 3: 281-92
(1951)

WALSH, E.G.

Autonomy of alpha rhythm generators studied
by multiple channel cross-correlation.
Electroenceph. clin. Neurophysiol. 10: 121-30
(1958)

ANHANG: Vollständige Liste der berechneten Maßzahlen

Für die Untersuchungen standen von der Gruppe "N" 16, von der Gruppe "H" 15 und von der Gruppe "S" 18 Patienten zur Verfügung. Aus der Liste der C-Koeffizienten in den Aufstellungen dieses Anhangs ist ersichtlich, daß bei einzelnen Patienten nur eine Montage (entweder "L" oder "TL") verwendet wurde, die andere mußte wegen schlecht zu beurteilendem Kurvenverlauf weggelassen werden. Bei den $\bar{D}$ - und $\bar{C}$ -Werten wurde dann nur jeweils über zwei Daten gemittelt. Weiterhin erwies es sich bei einer genaueren Durchsicht der Kurven als sinnvoll, einen Patienten aus der Gruppe "N" bei der Betrachtung der durchschnittlichen Assoziationskoeffizienten $\bar{C}$ bzw. der mittleren Differenzen $\bar{D}$ unberücksichtigt zu lassen. Insgesamt lagen also dem Vergleich der Patientenkollektive nach den über alle Einzelkoeffizienten ein und desselben EEG gemittelten Werten für "Normal"- und "Haupt"-Gruppe je 15 und für die "Seitendifferente" Gruppe 18 Beobachtungswerte zugrunde. Demgegenüber weichen die Anzahlen der in Tabelle 1 und 2 zusammengestellten Einzelkoeffizienten und -differenzen von den bei vollständiger Analyse aller EEG-Kurven zu erhaltenden Beobachtungszahlen für die drei Vergleichsgruppen mehr oder minder stark ab.

C-Werte (Kap. 3.1.1)

1. Normalgruppe

Kurven Nr.	C-re-L	C-li-L	C-re-TL	C-li-TI
390319/72	0.1349	0.1837	0.4557	0.5273
550622/72	0.2056	0.4272	0.4792	0.8618
051107/72	0.4668	0.5331	0.8257	0.8821
440922/72	0.4130	0.3606	0.6296	0.6359
380707/72	0.5648	0.3617	0.7872	0.8394
210922/72	0.7492	0.5828	0.9113	0.9053
470928/72	0.2157	0.2184	0.6387	0.4609
500818/72	0.4792	0.5254		
380302/72	0.7477	0.4258	0.5671	0.5209
120623/72	-0.1259	-0.0822	0.5025	0.5838
060105/72	0.1387	0.2917	0.4558	0.5431
340123/72	0.4518	0.7009	0.6957	0.9138
450123/72	0.1342	0.2245	0.6172	0.5658
380307/72			0.9129	0.8328
270703/72	0.9200	1	0.8773	0.708
250112/72	1	0.8333	0.8718	0.8316

2. Gruppe "S"

Kurven Nr.	C-re-L	C-li-L	C-re-TL	C-li-TL
560709/72	0.3048	-0.2680	0.4856	-0.0385
231231/72	-0.0013	0.0456		
558017/72			0.1405	0.3433
120203/72	0.3734	0.1623	0.3798	0.2181
100616/72	0.3683	0.3687		
020125/72	-0.0414	0.2340	-0.3687	-0.0181
070402/72	0.7954	0.6164	0.2475	0.2614
320131/72	0.1736	0.5629	0.6078	0.6950
290405/72	-0.5465	0.3047		
250404/72	0.8394	0.4238		
160714/72	0.4398	0.6894	0.1107	0.4032
220123/72	0.0702	-0.2078	0.2744	0.0424
120719/72	0.2872	0.0822	0.1015	0.4767
221002/72	0.6960	0.4724	0.5488	0.3383
340320/72			0.3235	0.2481
430516/72	-0.1049	0.0196		
110619/72	0.4565	0.5319	0.3658	0.3027
160922/72			0.0952	0.3617

3. Hauptgruppe

Kurven Nr.	C-re-L	C-li-L	C-re-TL	C-li-TL
190322/71	0.0642	-0.079	0.4305	0.1817
060731/71	-0.2915	0.1131	0.4792	0.3900
260812/71	-0.0732	-0.2174	0.5169	0.1533
260910/71	0.0196	0.4048	0.6869	0.6055
080825/71	0.3750	0.2920	0.7997	0.6490
380920/71	0.1979	0.4907	1	0.8805
230416/71	0.5	0.696	0.8612	0.6372
400209/71	0.3675	0.3056	0.5591	0.8661
511117/72	0.0942	0.4305	0.5238	0.0489
130212/72	0.4549	0.1830	0.6190	0.6708
110328/72	-0.3540	-0.4789	0.0941	0.1848
110901/72	0.5798	0.5986	0.4701	0.0222
110619/72	0.6569	0.3802	-0.1259	0.1792
521116/72	0.7416	0.2562	0.2733	0.2754
070921/72	0.3467	0.3355	0.4160	0.3197

$\bar{C}$ - Werte (Kap. 3.1.3)

Gruppe "S"	Gruppe "H"	Gruppe "N"
0.2285	0.1494	0.3254
0.0222	0.1727	0.4935
0.2419	0.0949	0.6769
0.1210	0.4292	0.5098
0.2833	0.5289	0.6389
0.3685	0.6398	0.7872
-0.0486	0.6737	0.5023
0.4802	0.5246	0.5654
0.5098	0.2744	0.2196
0.1209	0.4819	0.3573
0.6316	-0.1385	0.6906
0.4108	0.4177	0.3854
0.0448	0.2726	0.8729
0.2369	0.3866	0.8763
0.5139	0.3545	0.8842
0.2854		
0.4142		
0.0427		

$\bar{D}$ -Werte (Kap. 3.1.4)

Gruppe "S"	Gruppe "H"	Gruppe "N"
0.2665	0.1605	0.0602
0.0469	0.2469	0.3021
0.5485	0.2539	0.0614
0.2028	0.2333	0.0294
0.1864	0.1169	0.0862
0.0004	0.2112	0.0903
0.3130	0.2100	0.0462
0.0965	0.1845	0.1841
0.2380	0.4056	0.0625
0.8512	0.1619	0.1202
0.4156	0.1078	0.2337
0.2711	0.2334	0.0709
0.2550	0.1909	0.0801
0.2901	0.2438	0.1247
0.2171	0.0538	0.1035
0.0754		
0.1245		
0.0694		

r- und C-Werte (Kap. 3.1.6)

EEG-Kanal	r	C	r - C
1/2	-0.1833	-0.3902	0.2069
1/3	-0.4318	-0.5032	0.0714
1/4	-0.3784	-0.3345	-0.0439
1/5	-0.0894	-0.1256	0.0362
1/6	0.2756	0.4000	-0.1244
1/7	0.4636	0.2373	0.2263
1/8	0.2947	0.3225	-0.0278
2/3	0.3714	0.4213	-0.0499
2/4	0.0597	0.0598	-0.0001
2/5	-0.0571	-0.1578	0.1007
2/6	-0.1731	-0.1950	0.0219
2/7	-0.2556	-0.1827	-0.0729
2/8	-0.3183	-0.2057	-0.1126
3/4	0.3505	0.4650	-0.1145
4/5	0.3922	0.2872	0.1050
5/6	0.1439	-0.0785	0.2224
6/7	0.1898	0.3421	-0.1523
7/8	0.4540	0.4907	-0.0367

Besonderen Dank schulde ich Herrn Professor Dr. H. RIEGER für die Überlassung des Themas, für die wertvollen Hinweise und die freundliche Unterstützung bei der Abfassung der Arbeit.

Weiterhin danke ich Herrn Diplom-Psychologen S. WELLEK, der die Beratung beim statistischen Teil der Arbeit übernommen hat.

LEBENS LAUF

Am 3. Juli 1948 kam ich, Jürgen Justus, als Sohn des Studienassessors Theodor Justus und seiner Ehefrau Liselotte, geborene Steinbrecher, in Butzbach (Kreis Friedberg) zur Welt.

Die Volksschule besuchte ich in Gießen von Ostern 1955 bis 1959. Nach bestandener Aufnahmeprüfung am 25.3.1959 wurde ich auf die Herderschule (Neusprachliches Gymnasium) überwiesen. Die Reifeprüfung beendete die neunjährige Gymnasialzeit am 22.6.1967.

Im Wintersemester 1967/68 begann ich das Studium der Medizin in Marburg. Dort legte ich die naturwissenschaftliche Vorprüfung am 30.9.1968 und die ärztliche Vorprüfung am 25.9.1970 ab. Nach dem ersten klinischen Semester 1971 wechselte ich von Marburg nach Mainz. Im Jahre 1974 möchte ich hier mit dem Staatsexamen mein Studium beenden.

